The Impact of Bill C-12 on New Entrants and Re-Entrants

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Constantine Kapsalis
Data Probe Economic Consulting Inc.

October 2000

SP-AH125-03-00E

Acknowledgments

This study was conducted for the Strategic Evaluation and Monitoring Directorate, Human Resources Development Canada. The author would like to thank, for their constructive comments, Timothy Sargent of the Department of Finance, and Ging Wong, Tom Siedule, and Nazish Ahmad of HRDC. The views expressed here are of the author's and do not necessarily reflect the opinions of Human Resources Development Canada.

106-02346/

Table of Contents

Abstract i

1. Introduction 1
1.1 Background 1
1.2 Study Objectives 1
1.3 Data Sources 1
1.4 Report Outline 2

2. Identification of New Entrants 3
2.1 Methodology 3
2.2 Number of New Entrants 5

3. Impact of Bill C-12 7
3.1 Approach 7
3.2 Impact on Number of Beneficiaries 7
3.3 Impact on Benefit Payments 8

4. Characteristics of New Entrants 11

5. Behavioural Effects 17
5.1 Ex Ante Model 17
5.2 Corroborating Ex Post Evidence 19

6. Conclusion 23

Bibliography 25

List of Tables

Table 1 Basic Sample Description 6

Table 2 Extrapolation of 1995-Q4 COEP Results to 1997 8

Table 3 Distribution of Beneficiaries by Selected Characteristics 12

Table 4 Logit Regression Estimates of Incidence of New Entrant Beneficiaries with 20 to 25 Insured Weeks Among All Regular Beneficiaries. 14

Table 5 Logit Regression Estimates of the Probability of Increasing Insured Weeks of Work in Order to Meet the Entrance Requirement Among All Individuals with 17 to 22 Insured Weeks 20

List of Charts

Chart 1 Frequency Distribution by Difference Between Estimated and Actual Insured Weeks Among Regular Beneficiaries 4

Chart 2 Regular Beneficiaries by New Entrant Status and Insured Weeks 5

Chart 3 Incidence of 20–25 Insured Weeks Among Regular Beneficiaries. 13

Chart 4 Incidence of New Entrants with 20 to 25 Weeks Based on Logit Regression Results. 15

Chart 5a Insured Weeks During Qualifying Period: All Job Terminations 18

Chart 5b Insured Weeks During Qualifying Period: Job Terminations with 17–22 Insured Weeks 18

Abstract

This report examines the impact on Employment Insurance (EI) eligibility of the increase in the entrance requirement for new entrants and re-entrants, under Bill C-12, from 20 to 26 weeks (or equivalent 910 hours). The results of the analysis suggest that:

- On average, about 36,500 new entrants/re-entrants were affected negatively each month in 1997 — i.e. did not qualify for EI, but would have qualified under the old rules.
- An additional 9,100 new entrants/re-entrants could have also been affected negatively each month, but were able to work additional hours to meet the higher entrance requirement.
- As a result, the average monthly number of regular beneficiaries in 1997 was reduced by about 5.8 percent (from a potential 633,200 to 596,700); correspondingly, total regular benefit payments in the entire 1997 were lower by about $520 million.
- The new rules for new entrants/re-entrants had a greater negative effect on claimants with monthly family incomes under $2,000, and those who received social assistance since the loss of their job.

The above results are based on an ex ante analysis of the Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey. The cohort analyzed consists of those individuals who terminated a job in the last quarter of 1995. To reconstruct work and claim histories, the COEP data were supplemented by the respondents' Records of Employment and EI Status Vectors.

Ideally this analysis should be complemented by ex post analysis, to see if in fact the predictions materialized. However, ex post evidence from the Employment Insurance Coverage Survey (EICS) corroborates the above findings. Preliminary analysis of the EICS data shows that the number of individuals, who were affected negatively by the new entrant/re-entrant requirements, was approximately 35,000 per month — very close to the 36,500 predicted by this study.[1]

1 The EICS estimate reflects the number of individuals with 700 to 910 hours of insured employment (i.e. between the old and new minimum entrance requirement) who gave as a reason, for not receiving benefits, that they "did not have enough work." Further analysis of the EICS has shown that the change from insured weeks to insured hours, under Bill C-12, had a negligible effect in terms of eligibility for benefits.

1. Introduction

1.1 Background

One important change introduced by Bill C-12 was the increase of the entrance requirement for new entrants and re-entrants from 20 insurable weeks to 26 insurable weeks effective June 30, 1996, and to 910 insurable hours (equivalent to 26 weeks at 35 hours per week) effective January 5, 1997.

Individuals are defined by the Employment Insurance (EI) program as new-entrants or re-entrants if during the 52 week period, immediately preceding their qualifying period, they had fewer than 14 weeks (or 490 hours after January 6, 1997) of insurable employment or EI benefit weeks. The qualifying period is the shorter of: (a) the 52-week period immediately preceding the claim application; and (b) the period between the claim application and the beginning of the immediately previous claim.

For the sake of brevity, hereafter the term "new entrant" refers to both new entrants and re-entrants.

1.2 Study Objectives

The objective of the study is to assess the impact of the increase of the entrance requirement for new entrants from 20 to 26 weeks (or its equivalent 910 hours). The following four key questions are addressed by this study:

(a) Prior to the introduction of Bill C-12, how many new entrants had between 20 and 25 insured weeks, and would not have qualified for benefits if the new rules were already in effect?

(b) Extrapolating the number of new entrants with 20 to 25 insured weeks to 1997, what are the annual cost savings to the EI program resulting from the higher entrance requirement for new entrants?

(c) What is the income and demographic profile of new entrants, particularly those with 20 to 25 weeks of insured employment? :

(d) To what extent are new entrants able to secure additional weeks to meet the higher entrance requirement?

1.3 Data Sources

The study relies on the Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey. The results presented here are based on a random sample of individuals from a selection of 45,000 individuals, who terminated a job in the fourth quarter in 1995 and were issued a Record of Employment (ROE).

The 1995-Q4 COEP survey is the second of a series of quarterly surveys designed to monitor the impact of the Bill C-12. The first quarterly survey was more of a feasibility test, but the design of the survey remained stable for the rest of the cohorts. The analysis here uses the 1995-Q4 cohort.

The COEP information provides detailed information about the characteristics of individuals who terminated a job, their consequent job search and employment activities, as well as the reasons why they did not claim EI or how they may have been affected by the job termination.

The COEP data are supplemented by linking them to previous ROEs of the individuals in the survey, as well as their EI Status Vector records. The ROE records were used primarily to reconstruct the past employment history of individuals. The Status Vector records were used primarily to obtain detailed information about the EI claim history of individuals.

The sample used for this analysis contains 3,814 individuals. Most of the analysis concentrates on new entrants. Of the total sample, 884 individuals were identified by this study as new entrants. The method of identification of new entrants is explained in Section 2. The total sample represents 645,941 individuals (weighted count), of whom an estimated 138,976 individuals were new entrants.

One possible limitation of the analysis is that it is constrained by lack of hours data in 1993-1995 and so cannot accurately account for the people who, although were not included in the old Unemployment Insurance (UI) system, could have been included in the new EI system, because of the new hours-based system. However, this limitation is likely to be minor. Preliminary analysis of the Employment Insurance Coverage Survey (EICS) analysis has shown that the change from insured weeks to insured hours, under Bill C-12, had a negligible effect in terms of EI eligibility.

1.4 Report Outline

In what follows, Section 2 combines the COEP data with ROE and Status Vector data, to identify new entrants and estimate their number and their distribution by insured weeks. Section 3 extrapolates estimates based on the 1995-Q4 cohort, to assess the impact of the higher entrance requirement for new entrants, under Bill C-12, on the number of beneficiaries and level of benefit payments. Section 4 examines the characteristics of new entrants, particularly those with 20 to 25 insured weeks in the qualifying period. Section 5 explores the ability of new entrants to increase their insured weeks in order to meet the entrance requirement.

2. *Identification of New Entrants*

This section uses Canadian Out of Employment Panel (COEP) and administrative data from the last quarter of 1995 to identify new entrants. One of the main objectives is to estimate the number of regular beneficiaries who have 20 to 25 insured weeks and who, under Bill C-12, were negatively affected from the increase of the entrance requirement from 20 to 26 weeks.

2.1 Methodology

The starting point of the analysis was to identify who, among those who terminated a job in the last quarter of 1995 and claimed Employment Insurance (EI), were new entrants. Also, identify who would not have been able to qualify for benefits, had the higher entrance requirement under Bill C-12 already been in effect. The analysis focuses on those who:

(a) terminated a job in the last quarter of 1995; and

(b) received a Record of Employment (ROE) after they terminated their job (regardless if they consequently claimed EI or not).[2]

The main methodological challenge faced by the study was reconstructing the employment history of individuals over a two-year period and determining who was a new entrant. ROE and Status Vector records were used to estimate the following:

(a) the qualifying period (52 weeks prior to the benefit commencement period or the period since the start of the previous claim, which ever was shorter);

(b) the number of weeks of insured employment during the qualifying period;

(c) the pre-qualifying period (the 52 week period prior to the qualifying period); and

(d) the number of weeks of insured employment and benefit weeks during the pre-qualifying period (individuals are defined as new entrants if the weeks of insured employment and EI benefits during the pre-qualifying period were less than 14).

The methodology used to estimate insured weeks from the ROE and Status Vector records is complex, because often job spells overlap and/or contain weeks of non insured employment. The basic principle used in the logic of the algorithm used by this study was to allocate weeks in such a way as to give the benefit of doubt to the claimant. This is the same principle applied by field staff in determining EI eligibility.[3]

---

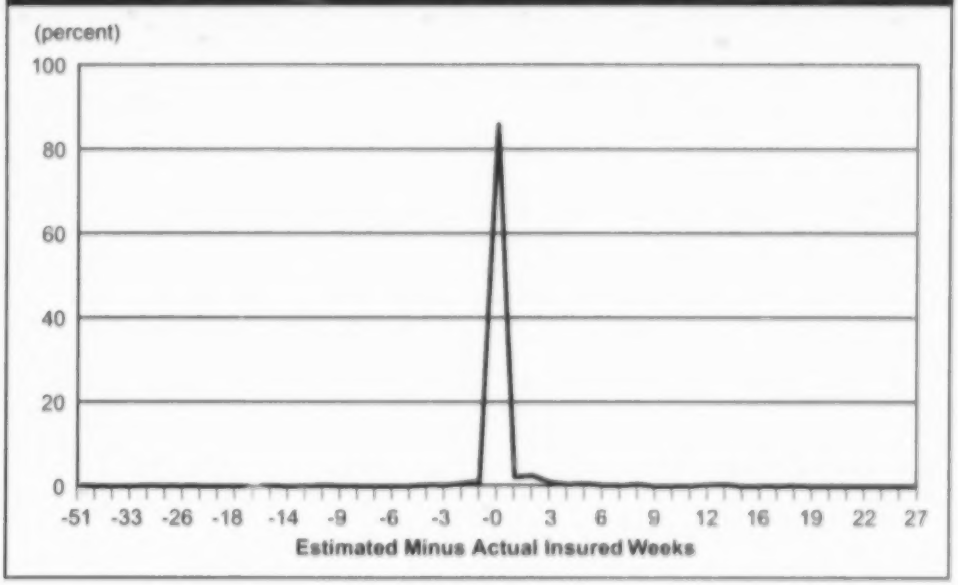
2 Of those who claimed benefits after their job was terminated in the fourth quarter of 1995, 80 percent started their benefit period within the same quarter.

3 Example: suppose an individual had two jobs that covered the same 10 week period. In this case, the weeks are staggered and the individual is credited with 10 insured weeks. The logic is more complicated when ROEs overlap partially.

Since in the case of EI claimants the actual number of insured weeks of employment is known from their Status Vector, it was possible in these cases to test the methodology of estimating insured weeks, by comparing the study estimates to the number of insured weeks in the Status Vector. Chart 1 shows the frequency distribution of beneficiaries by the difference between estimated and actual number of insured weeks: in 93 percent of the cases the difference was more or less 2 weeks. This suggests that the methodology employed here approximates closely to the process followed by EI field staff. Of course, no such direct test is possible in the case of non-beneficiaries or for estimates of insured weeks and benefit weeks during the pre-qualifying period.

CHART 1

Frequency Distribution by Difference Between Estimated and Actual Insured Weeks Among Regular Beneficiaries



2.2 Number of New Entrants

The above methodology led to the following estimates (Table 1):

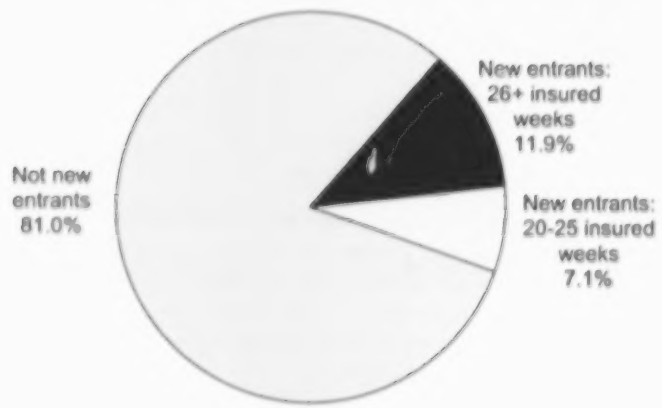
(a) 645,941 individuals terminated a job in the last quarter of 1995;

(b) 370,248 of them (57.3 percent) received regular benefits (an additional 41 968 individuals, or 6.5 percent, received special EI benefits);[4]

(c) 70,287 of all regular beneficiaries (19.0 percent) were new entrants — i.e. had less than 14 weeks of insured employment or weeks of EI benefits during the pre-qualifying period;[5]

(d) 26,273 of the new entrant regular beneficiaries (7.1 percent of all regular beneficiaries) had 20 to 25 insured weeks; it is this group of claimants that would have been disqualified from benefits if Bill C-12 were already in effect (Chart 2), assuming no behavioural change.

CHART 2
Regular Beneficiaries by New Entrant Status and Insured Weeks



4 76 percent of the regular beneficiaries started their benefit period within the quarter, while the rest started in 1996.

5 Prequalifying period refers to the 52-week period preceding the qualifying period.

TABLE 1
Basic Sample Description

	Weighted Count Regular EI Benefits			Sample Size Regular EI Benefits		
	No	Yes	Both	No	Yes	Both
INSURED WEEKS						
New Entrants (1)						
Less than 20 weeks	42,352	0	42,352	267	0	267
21-25 weeks	7,087	26,273	33,359	42	187	229
26+ weeks	19,252	44,014	63,265	106	282	388
Sub-total	**68,691**	**70,287**	**138,976**	**415**	**469**	**884**
Not New Entrants (2)						
Less than 12 weeks	35,266	0	35,266	183	0	183
12-19 weeks	19,089	41,414	60,502	133	456	589
20+ weeks	152,651	258,547	411,197	691	1,467	2,158
	207,006	299,961	506,965	1,007	1,923	2,930
TOTAL	**275,697**	**370,248**	**645,941**	**1,422**	**2,392**	**3,814**

Notes:
Numbers may not add up exactly due to rounding error.
(1) 20 weeks was the entrance requirement for new entrants before Bill C-12; 26 weeks is the new entrance requirement for new entrants.
(2) 12 weeks is the lowest entrance requirement for non-new entrants (in high unemployment regions); 20 weeks is the highest entrance requirement for non-new entrants (in low unemployment regions).

3. *Impact of Bill C-12*

3.1 Approach

This section provides estimates of the impact of the higher entrance requirement for new entrants on the number of regular beneficiaries and regular benefits paid out in 1997, which is the first complete calendar year following the implementation of Bill C-12.

The estimates are based on an extrapolation of the results of an analysis of individuals who terminated a job in the last quarter of 1995, and are subject to the following assumptions:

(a) there was no behavioural response to the raise in the entrance requirement;

(b) the distribution of new entrants by insured weeks in 1997 remained the same as in the last quarter of 1995; and

(c) the incidence of new entrants among those who terminated a job in 1997 remained the same as in the last quarter of 1995.

3.2 Impact on Number of Beneficiaries

The estimates here suggest that the higher entrance requirement could have reduced the average monthly number of regular beneficiaries by about 45,600. This conclusion was reached as follows (Table 2):

(a) According to HRDC administrative data, the average monthly number of regular claimants in 1997 was 596,744.

(b) The results of the previous section suggest that an increase in the entrance requirement for new entrants from 20 to 26 weeks will reduce the number of new regular claims by 7.1 percent.

(c) These results, extrapolated to 1997, suggest that average monthly number of regular beneficiaries would have been higher by 45,600 if the entrance requirement had not been raised.

TABLE 2
Extrapolation of 1995-Q4 COEP Results to 1997

	1995-Q4 COEP Estimates			Extrapolation to 1977					
	Number of new regular claims	Average benefit per new regular claim	Total benefits to new regular claim-ants (million)	Monthly no. of regular beneficiaries		Monthly benefit per regul. benef.		Annual regular benefits	
				new rules	old rules	new rules	old rules	new rules (million)	old rules (million)
New entrants: 20-25wk	26,273	$5,760	$151	0	45,580	0	$1,181	0	$646
New entrants: 26+ wks	44,014	$5,797	$255	76,358	76,358	$1,189	$1,189	$1,089	$1,089
Not new entrants	299,961	$5,836	$1,751	520,386	520,386	$1,197	$1,197	$7,472	$7,472
All beneficiaries	370,248	$5,826	$2,157	596,744	642,324	$1,196	$1,195	$8,562	$9,208
Excluding claimants with 20-25 weeks	343,975	$5,831	$2,006						

The above estimates likely provide an upper-limit of the true impact of the higher entrance requirement for two main reasons:

- First, some new entrants with 20 to 25 insured weeks may have had later Records of Employment (ROEs) that they could use to support a claim. In these cases, the higher entrance requirement would only have a delaying effect.

- Second, some new entrants may have been able to obtain additional weeks of insured employment (up to 6 additional weeks may be required to qualify for benefits since the entrance requirement was raised from 20 to 26 weeks). In these cases, the higher entrance requirement would have a behavioural effect (additional employment), and a small delaying effect (behavioural aspects are discussed in more details in Section 5).

3.3 Impact on Benefit Payments

Under the assumption of no behavioural effects, what is the maximum savings to the Employment Insurance (EI) program resulting from the higher entrance requirement for new entrants, keeping in mind that some of these savings may be simply a deferral of benefits rather than a net saving?

Based on 1995 data, it was estimated that the higher entrance requirement may have reduced annual payments of regular benefits by about $650 million in 1997. This estimate was reached as follows (Table 2):

(a) According to HRDC administrative data, the average monthly regular benefit in 1997 was $1,196 and the monthly number of regular beneficiaries was 596,744. Total annual regular benefits in 1997 were $8,562 million (1,196 x 596,744 x 12).

(b) The average monthly benefit for new entrants, and for the rest of the beneficiaries, was estimated by assuming that they were proportionate to the estimates here, based on the benefits of new claimants in 1995-Q4.

(c) The monthly amount of additional regular benefits, that would have been paid in 1997 under the old rules, was then calculated by multiplying the previous monthly estimate of new entrants with 20 to 25 weeks of insured employment, times the average monthly benefit of new entrants.

In conclusion, the higher entrance requirement for new entrants under Bill C-12, could have reduced the average monthly number of regular beneficiaries in 1997 by about 45,600 (a 7.1 percent reduction), and the total payments for regular benefits by about $650 million (a 7.0 percent reduction). These estimates are an upper limit of the true impact of the higher entrance requirement, since some individuals may have been able to collect benefits later, after securing additional insurable work weeks.

4. *Characteristics of New Entrants*

This section examines the income and demographic profile of new entrants in 1995, particularly those with 20-to-25 weeks of insured employment. The profile is likely to be similar in the post-EI period. The reason for focusing on new entrant beneficiaries with 20-to-25 weeks is that this is the group that would be directly affected by the tighter entrance requirement under Bill C-12.

Table 3 shows the distribution of regular beneficiaries by various characteristics, while Chart 3 shows the incidence of new entrants with 20-to-25 weeks among beneficiaries with different characteristics. The results show that:

(a) **age:** youth accounted for 15 percent of new entrants with 20-to-25 weeks; they were somewhat more likely to be new entrants with 20-to-25 weeks than non-youth;

(b) **gender:** men accounted for about two-thirds of new entrant beneficiaries with 20-to-25 weeks, more or less proportionate to their representation among all regular beneficiaries.

(c) **education:** there was no clear correlation between level of education and the incidence of new entrants with 20-to-25 weeks;

(d) **region:** the same observation applied to the results by region, although Ontario had a somewhat higher incidence of new entrant beneficiaries with 20-to-25 weeks.

(e) **income:** individuals with monthly household income below $2,000 accounted for 60 percent of all new entrants with 20-to-25 weeks; the incidence of new entrant beneficiaries with 20-to-25 weeks among individuals with low household incomes was almost triple that of the rest of regular beneficiaries (13 percent vs. 5 percent);

(f) **social assistance:** individuals who received social assistance since they lost their job represented 19 percent of new entrant beneficiaries with 20-to-25 weeks; the incidence of new entrants with 20-to-25 weeks was the highest among social assistance recipients (26 percent vs. 6 percent for non-social assistance recipients).

TABLE 3
Distribution of Beneficiaries by Selected Characteristics

	New entrants		Not new entrants	All regular beneficiaries
	20-25wks	26+wks		
AGE				
17-24	15%	15%	9%	10%
25-34	32%	29%	30%	30%
35-44	27%	26%	31%	30%
45+	26%	31%	29%	29%
GENDER				
Male	69%	67%	67%	67%
Female	31%	33%	33%	33%
EDUCATION				
No high school	26%	32%	36%	35%
High school diploma	38%	29%	29%	30%
Some post-sec. education	13%	18%	17%	17%
Post sec. degree/diploma	22%	21%	18%	18%
REGION				
Atlantic	17%	12%	17%	16%
Quebec	31%	24%	39%	36%
Ontario	31%	34%	22%	24%
West	21%	30%	22%	23%
MONTHLY HOUSEHOLD INCOME				
Under $2,000	60%	30%	33%	35%
$2,000-$3,499	21%	34%	35%	34%
$3,500 plus	19%	36%	32%	31%
RECEIVED SOCIAL ASSISTANCE				
Yes	19%	5%	4%	5%
No	81%	95%	96%	95%
TOTAL	**100%**	**100%**	**100%**	**100%**

CHART 3
Incidence of 20-25 Insured Weeks Among Regular Beneficiaries

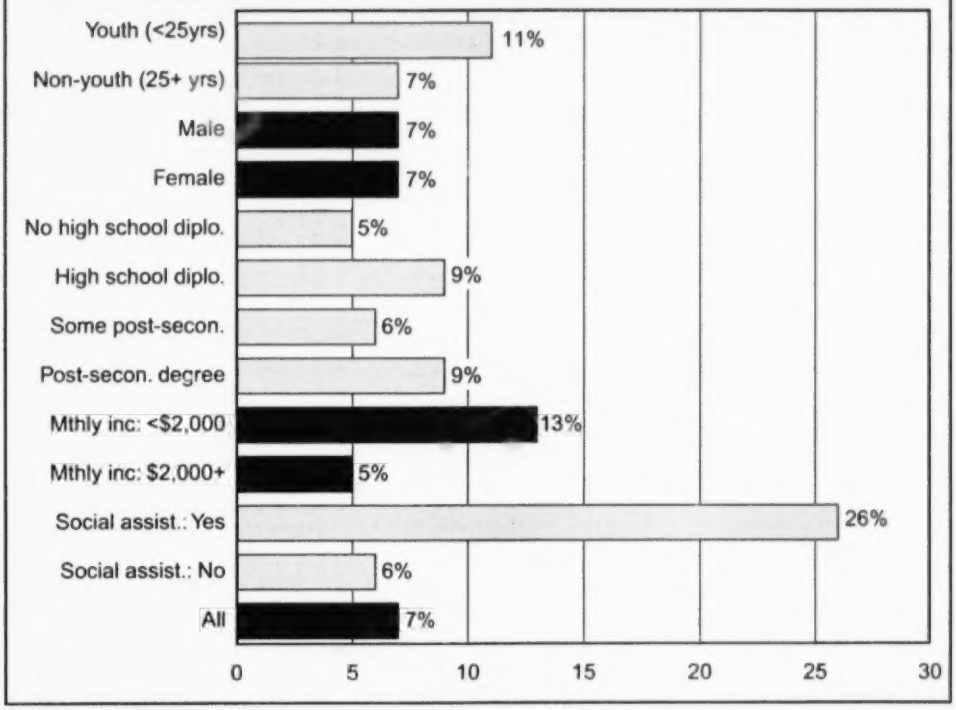


Table 4 presents the results of a logit regression model estimation of the incidence of new entrants with 20-to-25 insured weeks among all regular beneficiaries, by different characteristics. The regression results show that: those without high school diploma have a lower expected incidence, while those with low incomes and those on social assistance have a higher expected incidence. Chart 4 presents the logit regression results in graphic form.

The above results suggest that the impact of the increase in the entrance requirement for new entrants did not concentrate on youth and women. It affected all ages, regions and genders almost equally. But, it had a much greater negative impact on lower income households and those relying on social assistance.

TABLE 4

Logit Regression Estimates of Incidence of New Entrant Beneficiaries with 20-to-25 Insured Weeks Among All Regular Beneficiaries

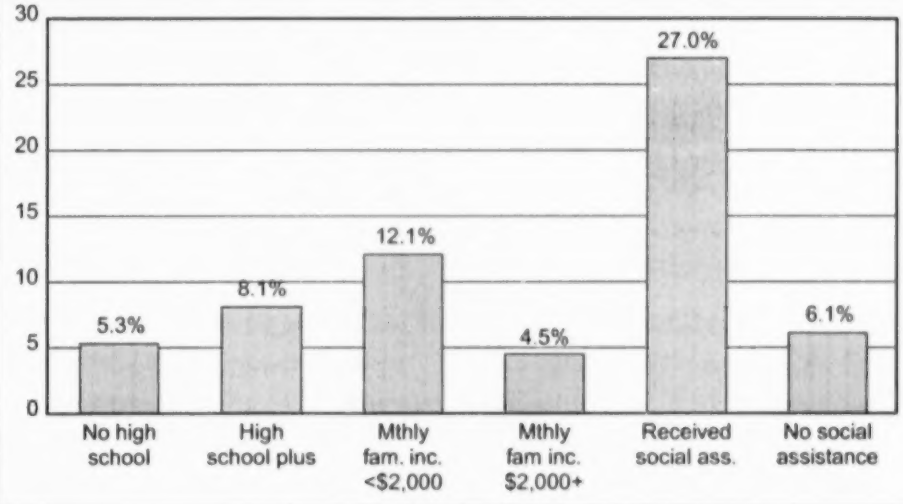
Variable	Explanation	b-coeffic.	Stand-error	Sigma	Incr. R sqr	Exp (b)
AGE						
AGE1	Youth (<25 yrs)	0.405	0.245	0.099*	0.026	1.499
AGE2	Non-youth	*Reference Category*				
SEX						
SEX1	Male	0.224	0.188	0.233*	0.000	1.250
SEX2	Female	*Reference Category*				
EDUC						
EDUC1	Less than high	-0.508	0.198	0.010	-0.064	0.602
EDUC2	High school plus			0.271*	0.000	
REGION						
REGION1	Atlantic	-0.157	0.264	0.551*	0.000	0.855
REGION2	Quebec	-0.388	0.221	0.079*	-0.031	0.678
REGION3	Ontario	*Reference Category*				
REGION4	West	-0.375	0.244	0.124*	-0.018	0.687
FAMINC						
FAMINC1	Under $2,000	0.944	0.179	0.000	0.152	2.569
FAMINC2	$2,000 plus	*Reference Category*				
SASISNCE						
SASINCE1	Received SA	1.426	0.247	0.000	0.167	4.163
SASINCE2	No social assis.	*Reference Category*				
Constant		-2.859	0.222	0.000		

R square (improvement in log likelihood): 7.5%
No of cases (unweighted): 2,392

Notes:
(*) b-coefficient has no significant effect on the relative odds at the 95 percent level of confidence.

CHART 4

Incidence of New Entrants with 20-to-25 Weeks Based on Logit Regression Results



5. *Behavioural Effects*

5.1 Ex Ante Model

The final question raised by the study was the following: to what extent were new entrants able to secure additional weeks to meet the higher entrance requirement? The question was addressed by conducting the following type of ex ante analysis: the 1995-Q4 data were analyzed to see if the distribution of the insured weeks of new entrants showed a "spike" at around 20 weeks (the old entrance requirement for new entrants). Such a spike would indicate that some individuals are able to extend their weeks of work in order to meet the entrance requirement. The statistical significance of a spike was tested using logit regression analysis.

Chart 5a shows the distribution of insured weeks during the qualifying period of new entrants (both beneficiaries and non beneficiaries). The above distribution was compared to the distribution of insured weeks of non new entrants.[6]

The data show that there was a "spike" at 20-to-22 insured weeks, and a "drop" at 17-to-19 insured weeks preceding the entrance requirement. A similar spike, but less pronounced, was also observed among non-new entrants.

Chart 5b shows that among individuals with insured weeks near the entrance requirement, there was a pronounced difference between new entrants and non-new entrants: new entrants were much more likely than non-new entrants to have 20 or just above 20 insured weeks, than just below 20 insured weeks.

The presence of the above pronounced "spike" and "drop" among new entrants provides initial evidence that some new entrants were able to secure additional insured weeks to meet the entrance requirement.

---

6 Chart 5a excludes job terminations with 52 insured weeks to make it easier to compare new entrants to non-new entrants. The reason is that among non-new entrants, there is a big spike at 52 insured weeks (21 percent), while among new entrants the corresponding percentage is only 2 percent.

CHART 5a
Insured Weeks During Qualifying Period: All Job Terminations

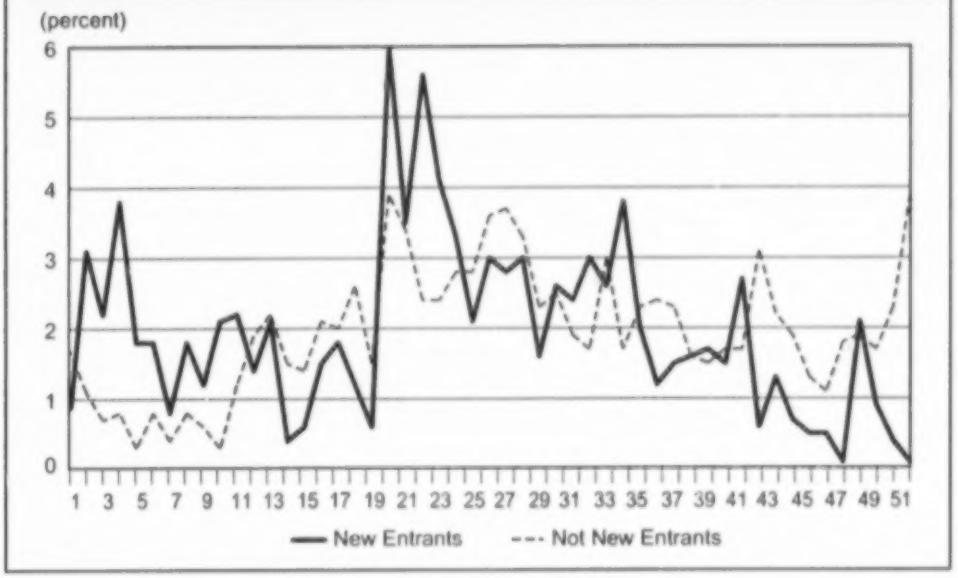
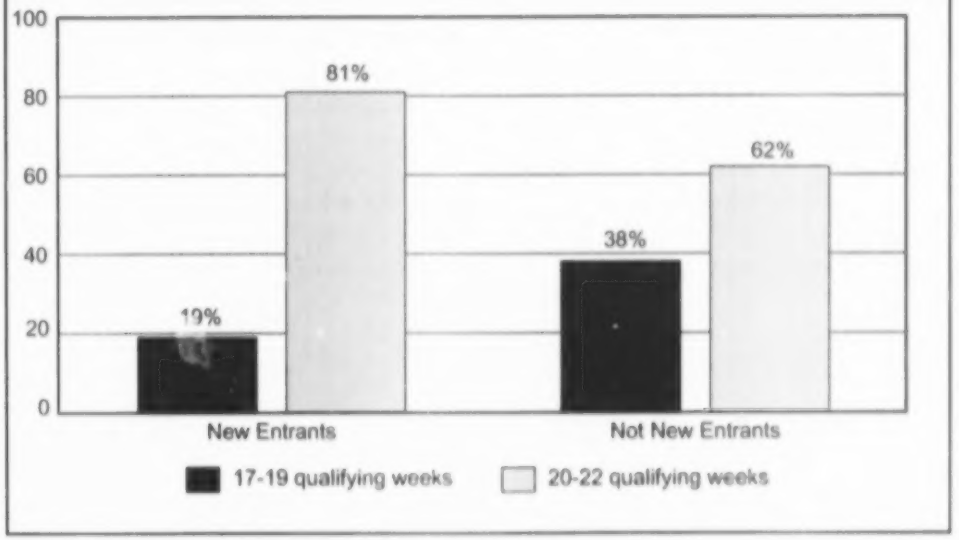


CHART 5b
Insured Weeks During Qualifying Period: Job Terminations with 17-22 Insured Weeks



The above initial evidence was further tested using the following logit regression model among all individuals (new entrants and not new entrants) with 17 to 22 insured weeks:

$$ABOVE = b_0 + b_1 * NEWENTR + \text{dummies for gender, age, education and region}$$

where ABOVE is the probability that an individual had 20-to-22 insured weeks, rather than 17-to-19; and NEWENTR is a dummy that takes the value 1 if the individual was a new entrant and zero otherwise.

The logit regression results confirmed that new entrants with insured weeks near the entrance requirement were more likely than non new entrants to be above the entrance requirement (Table 5).

The regression results suggest that about one-fifth of new entrants were successful in increasing their insured weeks and moving from just below the entrance requirement to above the entrance requirement.

Behavioural effects, therefore, may lower the predicted above reduction in the average monthly number of regular beneficiaries from 45,600 down to 36,500. Correspondingly, behavioural effects may lower the expected annual savings in regular benefit payments in 1997 from $650,000 down to $520,000. This adjustment, however, may overstate the actual behavioural response if new entrants are less successful in adjusting their insured weeks, than as the case in the past at the lower entrance requirement.

5.2 Corroborating Ex Post Evidence

There is corroborating evidence of the above estimate for 1997. Estimates, based on the new Employment Insurance Coverage Survey (EICS), indicate that the average monthly number of new entrants, who were adversely affected by Bill C-12 in 1997, were approximately 35,000 — very close to the Canadian Out of Employment Panel (COEP) ex ante estimate of 36,500, after behavioural effects are factored in.[7]

More specifically, the results of the EICS analysis show that:

- The average monthly number of jobless (unemployed and out-of-the-labour force) individuals who had a paid job in the last 12 months, and worked at least 700 hours in 1997 was 1,107,000.

[7] The EICS survey is a new HRDC/Statistics Canada quarterly survey that started in 1997. The survey data are collected through a follow up survey of a targeted group of respondents to the regular Labour Force Survey. A strength of the EICS is that its sample is representative of the labour force. A weakness of the EICS is that there is no link to HRDC administrative files.

TABLE 5

Logit Regression Estimates of the Probability of Increasing Insured Weeks of Work in Order to Meet the Entrance Requirement Among All Individuals with 17-to-22 Insured Weeks

Variable	Explanation	b-coeffic.	Stand-error	Sigma	Incr. R sqr	Exp (b)
NEWENTR						
NEWENTR1	New entrant	0.994	0.252	0.000	0.143	2.703
NEWENTR2	Not new entrant	*Reference Category*				
SEX						
SEX1	Male	-0.194	0.222	0.383*	0.000	0.824
SEX2	Female	*Reference Category*				
AGE				0.127*	0.000	
AGE1	Under 25	-0.782	0.336	0.020	-0.072	0.458
AGE2	25-34	-0.358	0.271	0.185*	0.000	0.699
AGE3	35-44	-0.189	0.288	0.511*	0.000	0.827
AGE4	45+	*Reference Category*				
EDUC				0.002		0.119
EDUC1	Less than high	-0.263	0.312	0.400*	0.000	0.769
EDUC2	High school	0.534	0.334	0.110*	0.029	1.705
EDUC3	Some post-sec.	-0.619	0.354	0.081*	-0.040	0.538
EDUC4	Post-sec. degree	*Reference Category*				
REGION				0.000		0.165
REGION1	Atlantic	-1.602	0.343	0.000	-0.173	0.202
REGION2	Quebec	-0.624	0.322	0.052*	-0.052	0.536
REGION3	Ontario	*Reference Category*				
REGION4	West	-8711.000	0.335	0.009	-0.085	0.419
Constant		1.743	0.461	0.002		

R square (improvement in log likelihood): 9.4%
No of cases (unweighted): 597

Notes:
(*) b-coefficient has no significant effect on the relative odds at the 95 percent level of confidence

- Of these jobless individuals, 665,000 already received or will receive benefits, while 442,000 did not receive Employment Insurance (EI) and neither do they expect to receive benefits.

- Among the latter group of non-beneficiaries, 86,000 worked 700-910 hours, i.e. within the range of increase of the entrance requirement for new-entrants/re-entrants.

- Of them, 35,000 gave as a reason for not receiving benefits that they "did not have enough work." This figure provides an estimate of the average monthly number of individuals that were affected adversely by the higher entrance requirement for new entrants/re-entrants.

6. Conclusion

The results of the study suggest that the higher entrance requirement for new entrants and re-entrants reduced significantly the number of beneficiaries and the amount of total benefits paid in 1997 (by up to 7 percent).

The results also suggest that in 20 percent of the affected cases, the program change likely encouraged more weeks of employment. Therefore, the tightening of the entrance requirement for new entrants was effective, both as a cost-saving measure and in terms of encouraging a stronger employment attachment.

However, one area of concern is that a disproportional number of affected individuals live in lower income households or relied on social assistance. The Family Supplement under Bill C-12 is helpful to low-income individuals who qualify for benefits, but it does not offset the regressive nature of disqualifying low income new entrants.

A further concern is that the entrance requirement is uniform across all the economic regions, rather than be lower in high unemployment areas, as is the case with the entrance requirement for non-new entrants.

Bibliography

Anderson, P.M., and B.D. Meyer, "Unemployment Insurance Benefits and Take-up rates," *NBER Working Paper No. 4787*, June 1994.

Blank, R.M. and D.E. Card, "Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There an Explanation?" *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 1991, pp. 1157-1189.

Christophides, L.N. and C.J. McKenna, "Employment Flows and Job Tenure in Canada," in *Canadian Public Policy*, June 1993, pp. 145-161.

Green, D.A. and W.C. Riddell, "The Economic Effects of Unemployment Insurance in Canada: An Empirical Analysis of UI Disentitlement," in *Journal of Labour Economics*, January 1993, pp. s96-s147.

Green, David A. and Timothy C. Sargent, *Unemployment Insurance and Employment Durations: Seasonal and Non-Seasonal Jobs*. Human Resources Development Canada, 1995.

Kiefer, N.M. "Economic Duration Data and Hazard Functions," in *Journal of Economic Literature* 26, June 1988, pp. 646-679.

Kuhn, Peter and Arthur Sweetman, *Pre-separation Job Durations and Unemployment Insurance Eligibility*. Evaluation and Data Development, Evaluation Report 2, HRDC, 1998.

Meyer, B.D. "Unemployment Insurance and Unemployment Spells," in *Econometrica*, 58, July 1990, pp. 757-782.

Phipps, S. "Behavioural Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labour Supply," in *Canadian Journal of Economics*, 24, February 1991, pp. 34-54.

Storer, Paul A. and Marc Van Audenrode, "Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants and Implications," *Canadian Journal of Economics*, 28 (4), 1995.

Van Audenrode, Marc and Paul Storer, *Eligibility for UI Benefits, Take-up of Benefits and the Financial Liability of the UI Account*, Evaluation and Data Development, Evaluation Report 1, HRDC, 1998.

Les répercussions du projet de loi C-12 sur les nouveaux venus et les rentrants

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Constantine Kapsalis
Société Data Probe Economic Consulting inc.

octobre 2000

SP-AH125-03-00F

Remerciements

La présente étude a été menée pour la Direction de l'évaluation stratégique et suivi du rendement, Développement des ressources humaines Canada. L'auteur tient à remercier de leurs remarques constructives Timothy Sargent du ministère des Finances, de même que Ging Wong, Tom Siedule et Nazish Ahmad, de DRHC. Les opinions exprimées dans ce rapport sont celles de l'auteur et ne reflètent pas nécessairement celles de Développement des ressources humaines Canada.

Table des matières

Résumé i

1. Introduction 1
1.1 Contexte 1
1.2 Objectifs de l'étude 1
1.3 Sources de données 1
1.4 Aperçu du rapport 2

2. Identification de nouveaux venus 3
2.1 Méthode 3
2.2 Nombre de nouveaux venus 5

3. Répercussions du projet de loi C-12 7
3.1 Stratégie 7
3.2 Répercussions sur le nombre de prestataires 7
3.3 Répercussions sur le versement de prestations 8

4. Caractéristiques de nouveaux venus 11

5. Effets sur le comportement 17
5.1 Modèle ex ante 17
5.2 Confirmation ex post 19

6. Conclusion 23

Bibliographie 25

Liste des tableaux

Tableau 1 Description de l'échantillon de base. 6

Tableau 2 Extrapolation des résultats de l'ECPIE de 1995-T4 à 1997 8

Tableau 3 Répartition des prestataires selon certaines caractéristiques 12

Tableau 4 Estimation selon une régression logit de la fréquence de nouveaux prestataires ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable, parmi tous les prestataires ordinaires 14

Tableau 5 Estimation selon une régression logit de la probabilité d'accroître le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire à la norme d'admissibilité, pour toutes les personnes ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable 20

Liste des graphiques

Graphique 1 Distribution de fréquence selon la différence entre le nombre estimatif et le nombre réel de semaines d'emploi assurable chez les prestataires ordinaires 4

Graphique 2 Prestataires ordinaires selon l'état de nouveau venu et le nombre de semaines d'emploi assurable 5

Graphique 3 Fréquence des personnes ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi les prestataires ordinaires 13

Graphique 4 Fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines, en se fondant sur les résultats de la régression logit 15

Graphique 5a Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : toutes cessations d'emploi 18

Graphique 5b Semaines d'emploi assurable pendant le délai : cessations d'emploi comportant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable. 18

Résumé

Le présent rapport analyse les répercussions sur l'admissibilité à l'assurance-emploi (AE) des modifications apportées aux normes d'admissibilité, qui sont passées de 20 à 26 semaines (soit 910 heures) pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (nouveaux venus ou rentrants), en vertu du projet de loi C-12. Les résultats de l'analyse sont les suivants :

- En moyenne, quelque 36 500 nouveaux venus/rentrants ont été touchés de façon négative au cours de chaque mois de 1997, c.-à-d. qu'ils n'ont pas eu droit à des prestations d'AE, alors qu'ils y auraient eu droit conformément aux règles antérieures.

- De plus, 9 100 nouveaux venus/rentrants qui auraient également pu être touchés chaque mois, ont pu accumuler des heures de travail supplémentaires afin de satisfaire les normes d'admissibilité plus élevées.

- Par conséquent, le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 a diminué de 5,8 p. 100 environ (passant d'un nombre possible de 633 200 à 596 700); d'autre part, le versement global de prestations ordinaires pour l'année 1997 a diminué d'environ 520 millions de dollars.

- Les nouvelles règles pour les nouveaux venus/rentrants ont exercé une influence négative plus grande sur les prestataires ayant un revenu familial mensuel inférieur à 2 000 $ et sur les personnes touchant de l'aide sociale depuis la perte de leur emploi.

Les résultats ci-dessus se fondent sur une analyse ex ante de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). La cohorte analysée est constituée de personnes ayant cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995. Afin de reconstituer les antécédents en matière de travail et de prestations, nous avons complété les données de l'ECPIE en ayant recours aux relevés d'emploi (RE) et aux profils vectoriels d'AE des répondants.

Idéalement, cette analyse devrait être complétée à l'aide d'une analyse ex post, afin que l'on puisse déterminer si les prévisions se sont effectivement réalisées. Toutefois, des indications ex post de l'Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) confirment les résultats ci-dessus. Une analyse préliminaire des données de l'ECPRAE indique que le nombre de personnes touchées par les nouvelles normes d'admissibilité était d'environ 35 000 par mois, valeur très proche des 36 500 personnes prévues dans le cadre de la présente étude[1].

---

[1] L'estimation de l'ECPRAE comprend le nombre de personnes ayant accumulé de 700 à 910 heures d'emploi assurable (valeur se situant entre l'ancienne norme d'admissibilité minimale et la nouvelle), qui ont justifié le fait de ne pas toucher de prestations en disant qu'elles « n'avaient pas assez de travail ». Une analyse plus poussée de l'ECPRAE a montré que le passage des semaines d'emploi assurable aux heures d'emploi assurable, en vertu du projet de loi C-12, a eu un effet négligeable en ce qui concerne l'admissibilité aux prestations.

1. Introduction

1.1 Contexte

Le projet de loi C-12 a entraîné un changement important sur le plan de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus et les rentrants, qui est passée de 20 à 26 heures d'emploi assurable à compter du 30 juin 1996, et à 910 heures d'emploi assurable (correspondant à 26 semaines à raison de 35 heures par semaine) à compter du 5 janvier 1997.

Dans le cadre du régime d'assurance-emploi (AE), un particulier est défini comme une personne qui devient ou redevient membre de la population active (nouveau venu ou rentrant) si, au cours de la période de 52 semaines précédant immédiatement le délai d'attente, il a accumulé moins de 14 semaines (ou 490 heures après le 6 janvier 1997) d'emploi assurable ou de semaines de prestations d'AE. Le délai d'attente représente a) la période de 52 semaines précédant immédiatement la demande de prestations actuelle ou b) la période de temps entre la demande de prestations actuelle et le début de la dernière demande antérieure, la plus courte de ces deux périodes étant retenue.

Par souci de concision, le terme « nouveaux venus » désigne dans la suite du texte à la fois les nouveaux venus et les rentrants.

1.2 Objectifs de l'étude

L'étude a comme objectif d'évaluer l'effet de la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus, qui est passée de 20 à 26 semaines (ou 910 heures équivalentes). L'étude aborde les quatre questions clés suivantes :

a) Avant l'adoption du projet de loi C-12, combien de nouveaux venus avaient accumulé entre 20 et 25 semaines d'emploi assurable et n'auraient pas eu droit à des prestations si les nouvelles règles avaient déjà été en vigueur?

b) Si l'on extrapole le nombre de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable pour l'année 1997, quel est le montant annuel des économies réalisées par le régime d'AE suite à la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus?

c) Quels sont le revenu et le profil démographique de nouveaux venus, notamment ceux qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable?

d) Dans quelle mesure les nouveaux venus peuvent-ils obtenir les semaines supplémentaires requises pour satisfaire la norme d'admissibilité majorée?

1.3 Sources de données

L'étude fait appel à l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE). Les résultats présentés ci-dessous se fondent sur un échantillon aléatoire tiré d'une sélection de 45 000 personnes ayant cessé de travailler au cours du quatrième trimestre de 1995 et ayant reçu un relevé d'emploi (RE).

L'ECPIE du quatrième trimestre de 1995 est la deuxième d'une série d'enquêtes trimestrielles servant à surveiller l'effet du projet de loi C-12. La première enquête trimestrielle constituait surtout un essai de faisabilité, mais le plan de sondage est resté stable pour le reste des cohortes. L'analyse utilisée ci-dessous fait appel à la cohorte du quatrième trimestre de 1995.

L'ECPIE fournit des renseignements détaillés sur : les caractéristiques des personnes qui ont cessé de travailler, leur recherche d'emploi subséquente et leur emploi, de même que les raisons pour lesquelles elles n'ont pas demandé de prestations d'AE et l'effet que la cessation d'emploi a pu avoir sur elles.

Les données de l'ECPIE sont complétées en établissant un lien avec le RE antérieur des personnes interrogées, puis avec leur profil vectoriel d'AE. Le RE a surtout servi à établir les antécédents de ces personnes en matière de travail. Les données du profil vectoriel ont été utilisées principalement pour obtenir des renseignements détaillés sur l'historique du recours antérieur aux prestations d'AE.

L'échantillon utilisé dans le cadre de cette analyse comporte 3 814 personnes. L'analyse se penche surtout sur les nouveaux venus. Dans l'ensemble de l'échantillon, 884 personnes ont été identifiées comme étant de nouveaux venus. La méthode d'identification est expliquée à la section 2. L'échantillon total représente 645 941 personnes (nombre pondéré), dont un nombre estimatif de 138 976 nouveaux venus.

Une restriction possible de l'analyse vient du manque de données sur les heures en 1993-1995, de sorte qu'il est impossible de préciser exactement le nombre de personnes qui, tout en étant exclues de l'ancien régime d'assurance-chômage (AC), auraient pu être comprises dans le nouveau régime d'AE, fondé sur les heures. Toutefois, cette restriction est probablement mineure. Une analyse préliminaire de l'Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) a démontré que le passage des semaines d'emploi assurable aux heures d'emploi assurable, en vertu du projet de loi C-12, a eu un effet négligeable pour ce qui est de l'admissibilité à l'AE.

1.4 Aperçu du rapport

À la section 2, les données de l'ECPIE sont combinées à celles du RE et du profil vectoriel afin d'identifier les nouveaux venus et d'en estimer le nombre et la répartition en fonction des semaines d'emploi assurable. À la section 3, nous extrapolons les estimations fondées sur la cohorte du quatrième trimestre de 1995 afin d'évaluer l'effet de la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, dans le cadre du projet de loi C-12, sur le nombre de prestataires et le versement de prestations. La section 4 porte sur les caractéristiques des nouveaux venus, notamment ceux qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable au cours de la période d'attente. Enfin, la section 5 traite de la possibilité pour les nouveaux venus d'augmenter le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire la norme d'admissibilité.

2. *Identification de nouveaux venus*

Pour être en mesure d'identifier les nouveaux venus, on utilise les données administratives et celles de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), pour le quatrième trimestre de 1995. L'un de principaux objectifs consiste à estimer le nombre de prestataires ordinaires qui ont accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable et qui, en vertu du projet de loi C-12, ont été touchés par la majoration de la norme d'admissibilité, qui est passée de 20 à 26 semaines.

2.1 Méthode

L'analyse a débuté par l'identification de nouveaux venus parmi les personnes qui ont cessé de travailler au cours du quatrième trimestre de 1995 et qui ont demandé des prestations d'assurance-emploi (AE). Il fallait également identifier les personnes qui n'auraient pas eu droit à des prestations si la norme d'admissibilité majorée, énoncée dans le projet de loi C-12, avait déjà été en vigueur. L'analyse a porté sur les personnes suivantes :

a) celles qui ont cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995;

b) celles qui ont reçu un relevé d'emploi (RE) après la cessation d'emploi (peu importe qu'elles aient ensuite demandé ou non des prestations d'AE)[2].

Le principal enjeu méthodologique de l'étude a été de reconstituer les antécédents des personnes en matière de travail sur une période de deux ans et de déterminer qui était un nouveau venu. Les données du RE et du profil vectoriel ont servi à estimer ce qui suit :

a) le délai d'attente (52 semaines avant le début de la période de prestations, ou période de temps depuis le début de la demande antérieure, la période la plus courte étant retenue);

b) le nombre de semaines d'emploi assurable au cours du délai d'attente;

c) la période de pré-attente (période de 52 semaines antérieure au délai d'attente);

d) le nombre de semaines d'emploi assurable et de semaines de prestations au cours de la période de pré-attente (une personne étant définie comme un nouveau venu si le nombre de semaines d'emploi assurable et de prestations d'AE au cours de la période de pré-attente est inférieur à 14).

La méthode servant à estimer le nombre de semaines d'emploi assurable à partir des données du RE et du profil vectoriel est complexe, car souvent les périodes d'emploi se chevauchent

---

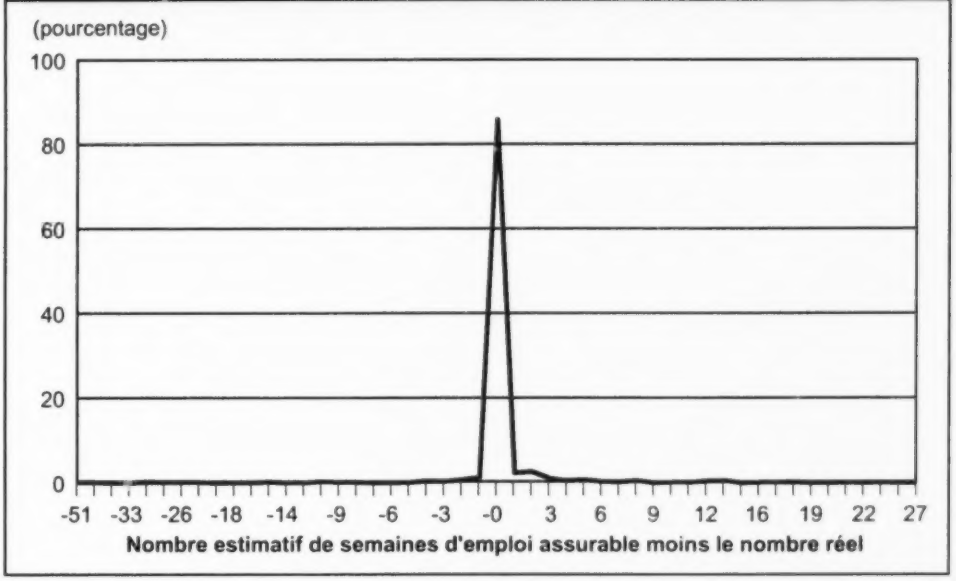
2 Parmi les personnes qui ont demandé des prestations après leur cessation d'emploi au cours du quatrième trimestre de 1995, 80 p. 100 d'entre elles ont débuté leur période de prestations au cours du même trimestre.

et comportent des semaines d'emploi non assurable. Le principe sous-jacent de l'algorithme servant à la présente étude a été de répartir les semaines de façon à donner au prestataire le bénéfice du doute. Il s'agit du même principe utilisé par le personnel des bureaux locaux afin de déterminer l'admissibilité à l'AE[3].

Dans le cas des prestataires d'AE, puisque le nombre réel de semaines d'emploi assurable est tiré du profil vectoriel, il a été possible de vérifier la méthode d'estimation des semaines d'emploi assurable en comparant les estimations de l'étude et le nombre de semaines assurables du profil vectoriel. Le graphique 1 montre la distribution de fréquence des prestataires selon la différence entre le nombre estimatif et le nombre réel de semaines d'emploi assurable : dans 93 p. 100 des cas la différence était de plus ou moins 2 semaines. Ce résultat indique que la méthode utilisée ici se rapproche étroitement de la procédure employée par le personnel des bureaux locaux de l'AE. Bien entendu, une telle vérification directe est impossible dans le cas des non-prestataires ou pour estimer le nombre de semaines d'emploi assurable et de semaines de prestations pendant la période de pré-attente.

GRAPHIQUE 1

Distribution de fréquence selon la différence entre le nombre estimatif et le nombre réel de semaines d'emploi assurable chez les prestataires ordinaires



3 Exemple : Supposons qu'une personne a occupé deux emplois au cours d'une même période de 10 semaines. Dans un tel cas, les semaines se chevauchent et la personne accumule 10 semaines d'emploi assurable. Le calcul est plus complexe en cas de chevauchement partiel des RE.

2.2 Nombre de nouveaux venus

La méthode décrite précédemment a permis d'obtenir les estimations suivantes (tableau 1) :

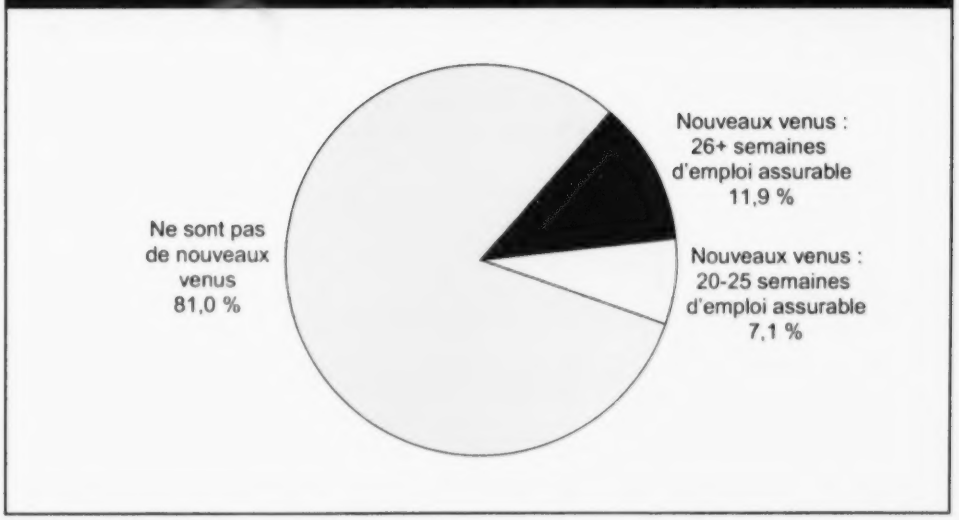
a) 645 941 personnes ont cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995;

b) 370 248 d'entre elles (57,3 p. 100) ont touché des prestations ordinaires (41 968 autres personnes, soit 6,5 p. 100, ont touché des prestations d'AE spéciales)[4];

c) 70 287 prestataires ordinaires (19,0 p. 100) étaient de nouveaux venus, c.-à-d. qu'ils avaient accumulé moins de 14 semaines d'emploi assurable ou de semaines de prestations d'AE au cours de la période de pré-attente[5];

d) 26 273 prestataires ordinaires, nouveaux venus (7,1 p. 100 des prestataires ordinaires), avaient accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable; c'est ce groupe de prestataires qui n'aurait pas eu droit à des prestations si le projet de loi C-12 avait déjà été adopté (graphique 2), en présumant que leur comportement n'a pas changé.

GRAPHIQUE 2
Prestataires ordinaires selon l'état de nouveau venu et le nombre de semaines d'emploi assurable


Nouveaux venus : 26+ semaines d'emploi assurable 11,9 %
Nouveaux venus : 20-25 semaines d'emploi assurable 7,1 %
Ne sont pas de nouveaux venus 81,0 %

4 76 p. 100 des prestataires ordinaires ont débuté leur période de prestations au cours du même trimestre, tandis que les autres l'ont commencé en 1996.

5 La période de pré-attente représente la période de 52 semaines qui précède le délai d'attente.

TABLEAU 1
Description de l'échantillon de base

	Nombre pondéré Prestations ordinaires d'AE			Taille de l'échantillon Prestations ordinaires d'AE		
	Non	**Oui**	**Les deux**	**Non**	**Oui**	**Les deux**
SEMAINES D'EMPLOI ASSURABLE						
Nouveaux venus (1)						
Moins de 20 semaines	42 352	0	42 352	267	0	267
21 à 25 semaines	7 087	26 273	33 359	42	187	229
26 semaines et plus	19 252	44 014	63 265	106	282	388
Total partiel	**68 691**	**70 287**	**138 976**	**415**	**469**	**884**
Ne sont pas de nouveaux venus (2)						
Moins de 12 semaines	35 266	0	35 266	183	0	183
12 à 19 semaines	19 089	41 414	60 502	133	456	589
20 semaines et plus	152 651	258 547	411 197	691	1 467	2 158
	207 006	299 961	506 965	1 007	1 923	2 930
TOTAL	**275 697**	**370 248**	**645 941**	**1 422**	**2 392**	**3 814**

Remarques :
Les totaux peuvent être inexacts en raison de l'arrondissement.
(1) La norme d'admissibilité était de 20 semaines pour les nouveaux venus avant le projet de loi C-12; la nouvelle norme est de 26 semaines pour les nouveaux venus.
(2) La norme d'admissibilité minimale est de 12 semaines pour ceux qui ne sont pas de nouveaux venus (dans les régions où le chômage est élevé); la norme d'admissibilité maximale est de 20 semaines pour ceux qui ne sont pas de nouveaux venus (dans les régions où le chômage est peu élevé).

3. *Répercussions du projet de loi C-12*

3.1 Stratégie

La présente section renferme des estimations des répercussions de la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus sur le nombre de prestataires ordinaires et de prestations ordinaires versées en 1997, qui marque la première année civile complète suivant la mise en œuvre du projet de loi C-12.

Les estimations se fondent sur une extrapolation des résultats tirés d'une analyse sur les personnes ayant cessé de travailler au cours du dernier trimestre de 1995, en tenant compte des hypothèses suivantes :

a) il n'y a pas eu de changement de comportement lors de la majoration de la norme d'admissibilité;

b) la répartition de nouveaux venus selon le nombre de semaines d'emploi assurable en 1997 est restée la même qu'au dernier trimestre de 1995; et

c) la fréquence de nouveaux venus parmi les personnes qui ont cessé de travailler en 1997 est restée la même qu'au dernier trimestre de 1995.

3.2 Répercussions sur le nombre de prestataires

Les estimations présentées ci-dessous indiquent que la norme d'admissibilité majorée aurait pu réduire le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires de 45 600 environ. Cette conclusion a été tirée d'après les données suivantes (tableau 2) :

a) Selon les données administratives de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 était de 596 744.

b) Les résultats de la section précédente démontrent que la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus, passant de 20 à 26 semaines, réduirait le nombre de nouvelles demandes de prestations ordinaires de 7,1 p. 100.

c) Ces résultats, extrapolés jusqu'à 1997, indiquent que le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires aurait été plus élevé de 45 600 si la norme d'admissibilité n'avait pas été majorée.

TABLEAU 2
Extrapolation des résultats de l'ECPIE de 1995-T4 à 1997

	Estimations de l'ECPIE de 1995-T4			Extrapolation jusqu'à 1977					
	Nombre de nouvelles demandes de prestations ordinaires	Moyenne des prestations ordinaires par nouvelle demande	Prestations totales pour nouveaux prestataires ordinaires (millions)	Nombre mensuel de prestataires ordinaires		Prestations mensuelles par prestataires ordinaires		Prestations ordinaires annuelles	
				nouvelles règles	règles antérieures	nouvelles règles	règles antérieures	nouvelles règles (millions)	règles antérieures (millions)
Nouveaux venus : de 20 à 25 semaines	26 273	5 760 $	151 $	0	45 580	0	1 181 $	0	646 $
Nouveaux venus : 26 semaines et plus	44 014	5 797 $	255 $	76 358	76 358	1 189 $	1 189 $	1 089 $	1 089 $
Ne sont pas de nouveaux venus	299 961	5 836 $	1 751 $	520 386	520 386	1 197 $	1 197 $	7 472 $	7 472 $
Tous les prestataires	370 248	5 826 $	2 157 $	596 744	642 324	1 196 $	1 195 $	8 562 $	9 208 $
Excluant les prestataires ayant de 20 à 25 semaines	343 975	5 831 $	2 006 $						

Les estimations ci-dessus fournissent probablement une limite supérieure aux véritables répercussions de la norme d'admissibilité majorée, et ce, pour deux raisons principales :

- Premièrement, certains nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable peuvent avoir reçu plus tard des Relevés d'emploi (RE) pouvant servir à présenter une demande de prestations. Dans un tel cas, la norme d'admissibilité majorée n'aurait eu qu'un effet dilatoire.

- Deuxièmement, certains nouveaux venus auraient peut-être pu accumuler des semaines supplémentaires d'emploi assurable (jusqu'à 6 semaines supplémentaires pouvant être requises pour avoir droit à des prestations puisque la norme d'admissibilité est passée de 20 à 26 semaines). Dans un tel cas, la norme d'admissibilité majorée aurait eu un effet sur le comportement (emploi supplémentaire) et un faible effet dilatoire (le comportement est abordé plus en détail à la section 5).

3.3 Répercussions sur le versement de prestations

En présumant qu'il n'y a eu aucun changement de comportement, quelles sont les économies maximales réalisées dans le cadre du régime d'assurance-emploi (AE) grâce à la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, compte tenu du fait que certaines économies peuvent représenter simplement un report de prestations plutôt que des économies nettes?

D'après les données de 1995, on estime que la norme d'admissibilité majorée a pu réduire le versement annuel des prestations ordinaires de 650 millions de dollars environ en 1997. Cette estimation a été obtenue de la façon suivante (tableau 2) :

a) D'après les données administratives de DRHC, le montant mensuel moyen des prestations ordinaires en 1997 était de 1 196 $, et le nombre mensuel de prestataires ordinaires s'établissait à 596 744. Le montant annuel total des prestations ordinaires versées en 1997 s'est élevé à 8 562 millions de dollars (1 196 x 596 744 x 12).

b) Le montant mensuel moyen des prestations pour les nouveaux venus et pour les autres prestataires a été estimé en supposant qu'il était proportionnel aux estimations présentées ici, en se fondant sur les prestations de nouveaux venus en 1995-T4.

c) Le montant mensuel des prestations ordinaires supplémentaires qui auraient été versées en 1997, en vertu des règles antérieures, a été calculé en multipliant l'estimation mensuelle précédente de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable par le montant mensuel moyen de leurs prestations.

En conclusion, la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus, en vertu du projet de loi C-12, a pu réduire le nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires en 1997 de 45 600 environ (une réduction de 7,1 p. 100) et le montant total des prestations ordinaires de 650 millions de dollars environ (une réduction de 7,0 p. 100). Ces estimations représentent une limite supérieure aux véritables répercussions de la norme d'admissibilité majorée, puisque certaines personnes ont pu toucher des prestations plus tard, après avoir accumulé des semaines supplémentaires d'emploi assurable.

4. *Caractéristiques de nouveaux venus*

Cette section porte sur le revenu et le profil démographique de nouveaux venus en 1995, surtout pour les personnes ayant accumulé de 20 à 25 semaines d'emploi assurable. Le profil est probablement semblable pendant la période post-AE. Nous nous penchons sur les nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines parce qu'il s'agit du groupe qui aurait été touché directement par la norme d'admissibilité majorée dans le cadre du projet de loi C-12.

Le tableau 3 présente la répartition des prestataires ordinaires selon différentes caractéristiques, tandis que le graphique 3 montre la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines parmi des prestataires ayant différentes caractéristiques. Les résultats sont les suivants :

a) **âge** : les jeunes représentent 15 p. 100 de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines; ils sont un peu plus susceptibles d'être de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines que les personnes plus âgées;

b) **sexe** : les hommes représentent près de deux tiers de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines; ce chiffre est plus ou moins proportionnel à leur représentation dans l'ensemble des prestataires ordinaires;

c) **scolarité** : il n'existe pas de corrélation nette entre le niveau de scolarité et la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines;

d) **région** : la même observation s'applique aux résultats selon la région, même si l'Ontario présente une fréquence un peu plus élevée de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines;

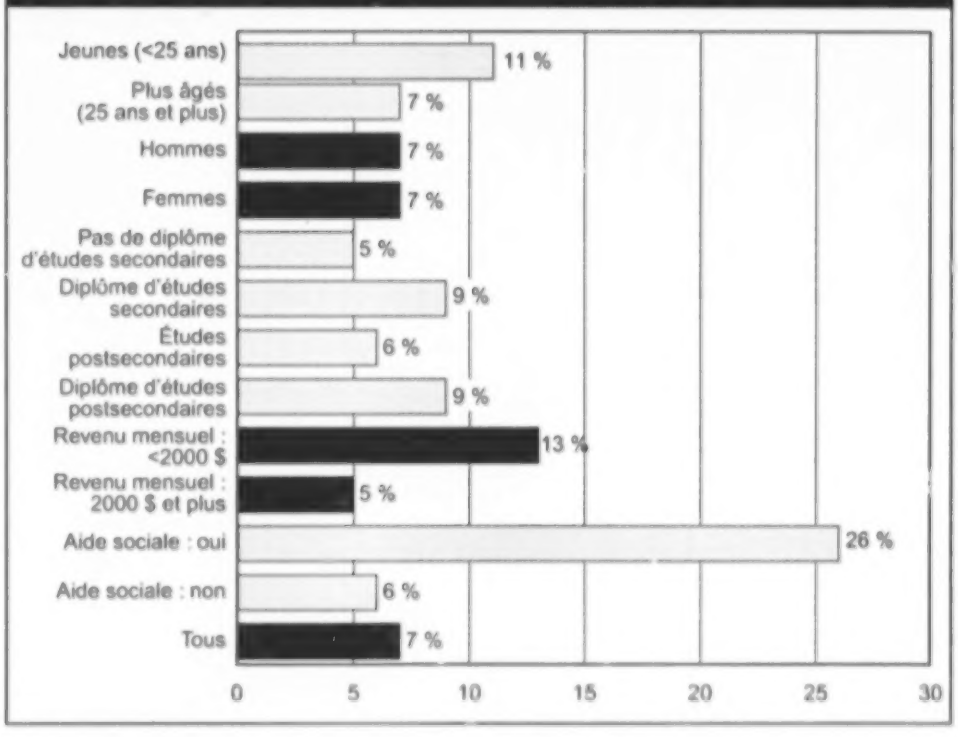
e) **revenu** : les personnes ayant un revenu familial mensuel inférieur à 2 000 $ représentent 60 p. 100 de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines; la fréquence de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines parmi les personnes ayant un faible revenu familial est presque trois fois plus élevée que pour le reste des prestataires ordinaires (13 p. 100 contre 5 p. 100);

f) **aide sociale** : les personnes qui ont touché des prestations d'aide sociale depuis leur cessation d'emploi représentent 19 p. 100 de nouveaux prestataires ayant accumulé de 20 à 25 semaines; la fréquence de nouveaux venus ayant accumulé de 20 à 25 semaines est la plus élevée parmi les prestataires d'aide sociale (26 p. 100 contre 6 p. 100 pour les non-assistés sociaux).

TABLEAU 3 Répartition des prestataires selon certaines caractéristiques				
	Nouveaux venus		Ne sont pas de nouveaux venus	Tous les prestataires ordinaires
	de 20 à 25 semaines	26 semaines et plus		
ÂGE				
De 17 à 24 ans	15 %	15 %	9 %	10 %
De 25 à 34 ans	32 %	29 %	30 %	30 %
De 35 à 44 ans	27 %	26 %	31 %	30 %
45 ans et plus	26 %	31 %	29 %	29 %
SEXE				
Hommes	69 %	67 %	67 %	67 %
Femmes	31 %	33 %	33 %	33 %
SCOLARITÉ				
Pas de diplôme d'études secondaires	26 %	32 %	36 %	35 %
Diplôme d'études secondaires	38 %	29 %	29 %	30 %
Études postsecondaires	13 %	18 %	17 %	17 %
Diplôme d'études postsecondaires	22 %	21 %	18 %	18 %
RÉGION				
Atlantique	17 %	12 %	17 %	16 %
Québec	31 %	24 %	39 %	36 %
Ontario	31 %	34 %	22 %	24 %
Ouest	21 %	30 %	22 %	23 %
REVENU FAMILIAL MENSUEL				
Moins de 2000 $	60 %	30 %	33 %	35 %
De 2 000 $ à 3 499 $	21 %	34 %	35 %	34 %
3 500 $ et plus	19 %	36 %	32 %	31 %
TOUCHANT DE L'AIDE SOCIALE				
Oui	19 %	5 %	4 %	5 %
Non	81 %	95 %	96 %	95 %
TOTAL	**100 %**	**100 %**	**100 %**	**100 %**

GRAPHIQUE 3

Fréquence des personnes ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi les prestataires ordinaires



Le tableau 4 présente les résultats d'une estimation, fondée sur un modèle de régression logit, de la fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable parmi tous les prestataires ordinaires, selon différentes caractéristiques. Les résultats montrent une incidence prévue plus faible pour les personnes sans diplôme d'études secondaires, et une incidence prévue plus élevée pour les personnes ayant un revenu modeste et pour celles qui touchent de l'aide sociale. Le graphique 4 illustre les résultats de la régression logit sous forme graphique.

Les résultats ci-dessus indiquent que la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus n'a pas particulièrement touché les jeunes et les femmes. Elle a touché les personnes de tout âge, de toutes les régions, les hommes comme les femmes, presque de façon égale. Toutefois, elle a eu un effet négatif beaucoup plus marqué sur les ménages à revenu plus faible et sur les assistés sociaux.

TABLEAU 4

Estimation selon une régression logit de la fréquence de nouveaux prestataires ayant de 20 à 25 semaines d'emploi assurable, parmi tous les prestataires ordinaires

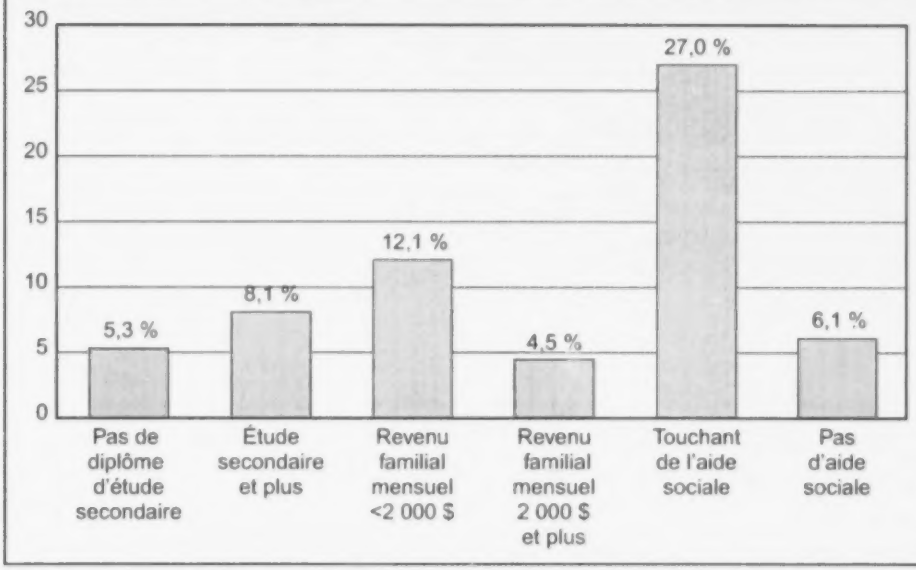
Variable	Explication	Coeffic.-b	Erreur type	Sigma	Aug. R^2	Exp. (b)
ÂGE						
ÂGE1	Jeunes (<25 ans)	0,405	0,245	0,099*	0,026	1,499
ÂGE2	Plus âgés	*Catégorie de référence*				
SEXE						
SEXE1	Hommes	0,224	0,188	0,233*	0,000	1,250
SEXE2	Femmes	*Catégorie de référence*				
SCOLARITÉ						
SCOL1	Pas de diplôme d'étude secondaire	-0,508	0,198	0,010	-0,064	0,602
SCOL2	Étude secondaire et plus			0,271*	0,000	
RÉGION						
RÉGION1	Atlantique	-0,157	0,264	0,551*	0,000	0,855
RÉGION2	Québec	-0,388	0,221	0,079*	-0,031	0,678
RÉGION3	Ontario	*Catégorie de référence*				
RÉGION4	Ouest	-0,375	0,244	0,124*	-0,018	0,687
REV. FAM.						
REVFAM1	Moins de 2 000 $	0,944	0,179	0,000	0,152	2,569
REVFAM2	2000 $ et plus	*Catégorie de référence*				
AIDE SOCIALE						
AIDESOC1	Touchant de l'aide sociale	1,426	0,247	0,000	0,167	4,163
AIDESOC2	Pas d'aide sociale	*Catégorie de référence*				
Constante		-2,859	0,222	0,000		

R^2 (amélioration de la probabilité log.) : 7,5 %
Nombre de cas (non pondéré) : 2 392

Remarques :
(*) Le coefficient-b n'a aucun effet appréciable sur les chances relatives à un niveau de confiance de 95 p. 100.

GRAPHIQUE 4

Fréquence de nouveaux venus ayant de 20 à 25 semaines, en se fondant sur les résultats de la régression logit



5. *Effets sur le comportement*

5.1 Modèle ex ante

La dernière question soulevée par l'étude a été de savoir dans quelle mesure les nouveaux venus pouvaient accumuler les semaines supplémentaires requises pour satisfaire la norme d'admissibilité majorée. La question a été traitée dans le cadre d'une analyse ex ante : les données du quatrième trimestre de 1995 ont été analysées de façon à déterminer si la répartition des semaines d'emploi assurable chez les nouveaux venus affichait une « pointe » aux environs de 20 semaines (la norme d'admissibilité antérieure pour les nouveaux venus). Une telle pointe indiquerait que certaines personnes peuvent accumuler d'autres semaines de travail afin de satisfaire à la norme d'admissibilité. L'importance statistique d'une pointe a été vérifiée à l'aide d'une analyse de régression logit.

Le graphique 5a montre la répartition des semaines d'emploi assurable au cours de la période d'attente de nouveaux venus (prestataires aussi bien que non-prestataires). La répartition ci-dessus a été comparée à celle des semaines d'emploi assurable des personnes qui ne sont pas de nouveaux venus[6].

Les données indiquent la présence d'une « pointe » entre 20 et 22 semaines d'emploi assurable et une « baisse » entre 17 et 19 semaines d'emploi assurable avant la norme d'admissibilité. Une pointe semblable, bien que moins marquée, a également été observée chez les personnes qui ne sont pas de nouveaux venus.

Le graphique 5b montre que chez les personnes dont le nombre de semaines d'emploi assurable est près de la norme d'admissibilité, il existe une différence marquée entre les nouveaux venus et ceux qui ne le sont pas : les nouveaux venus étant beaucoup plus susceptibles que les autres d'avoir 20 semaines d'emploi assurable ou juste un peu plus, plutôt que juste un peu moins de 20 semaines d'emploi assurable.

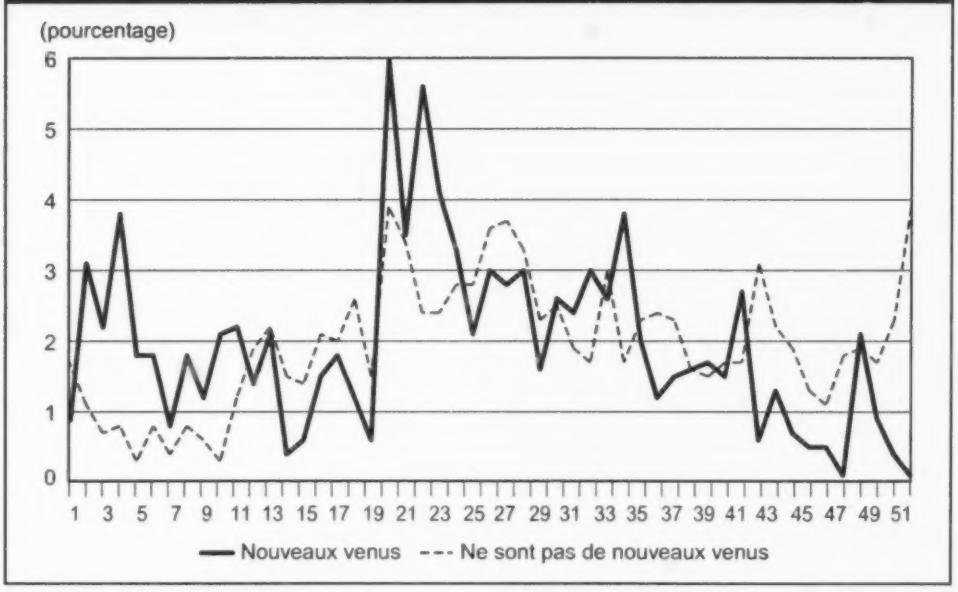
La présence d'une telle « pointe » et d'une « baisse » marquée chez les nouveaux venus est une première indication que certains d'entre eux ont pu accumuler des semaines d'emploi assurable supplémentaires afin de satisfaire à la norme d'admissibilité.

---

6 Le graphique 5a exclut les cessations d'emploi comportant 52 semaines d'emploi assurable pour faciliter la comparaison de nouveaux venus avec les personnes qui ne le sont pas. En effet, on constate chez ces dernières une pointe importante à 52 semaines d'emploi assurable (21 p. 100), tandis que chez les nouveaux venus le pourcentage correspondant est de 2 p. 100 seulement.

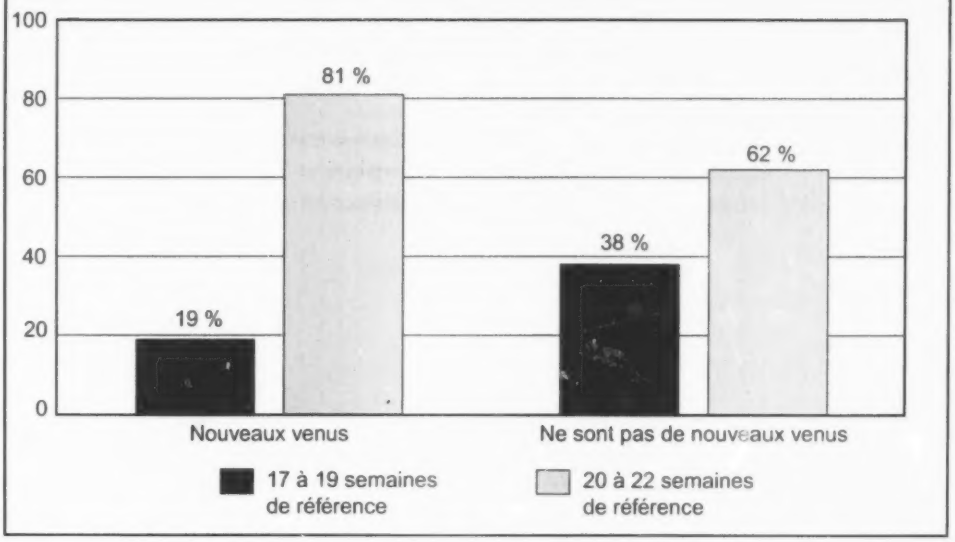
GRAPHIQUE 5a

Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : toutes cessations d'emploi



GRAPHIQUE 5b

Semaines d'emploi assurable pendant le délai d'attente : cessations d'emploi comportant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable



L'indication initiale mentionnée précédemment a été vérifiée plus à fond, à l'aide du modèle suivant de régression logit, pour toutes les personnes (nouveaux venus et personnes qui ne le sont pas) ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable :

$$ABOVE = b_0 + b_1 * NEWENTR + \text{variables nominales pour le sexe, l'âge, la scolarité et la région}$$

où ABOVE représente la probabilité d'avoir de 20 à 22 semaines d'emploi assurable au lieu de 17 à 19, et où NEWENTR représente une variable nominale ayant une valeur de 1 s'il s'agit d'un nouveau venu et de 0 dans les autres cas.

Les résultats de la régression logit confirment que les nouveaux venus dont le nombre de semaines d'emploi assurable se rapproche de la norme d'admissibilité sont plus susceptibles que les autres de la dépasser (tableau 5).

Les résultats démontrent qu'environ un nouveau venu sur cinq a réussi à accumuler d'autres semaines d'emploi assurable de façon à dépasser la norme d'admissibilité plutôt que de se trouver juste en-dessous.

Il est donc possible que des effets sur le comportement réduisent la diminution prévue, dont on a fait état précédemment, du nombre mensuel moyen de prestataires ordinaires, de 45 600 à 36 500. Ainsi, des effets sur le comportement pourraient réduire les économies annuelles prévues sur le plan des versements de prestations ordinaires en 1997, de 650 000 $ à 520 000 $. Ce rajustement risque toutefois de surestimer l'effet réel sur le comportement si les nouveaux venus réussissent moins bien que dans le passé à rajuster leur nombre de semaines d'emploi assurable alors que la norme d'admissibilité était moins rigoureuse.

5.2 Confirmation ex post

Certaines indications confirment l'estimation précédente pour 1997. Des estimations fondées sur la nouvelle Enquête sur la couverture de la population par le Régime d'assurance-emploi (ECPRAE) montrent que le nombre mensuel moyen de nouveaux venus touchés par le projet de loi C-12 en 1997 était de 35 000 environ, valeur très proche de l'estimation ex ante de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) s'établissant à 36 500, compte tenu des effets sur le comportement[7].

Plus précisément, les résultats de l'analyse de l'ECPRAE indiquent ce qui suit :

- Le nombre mensuel moyen de sans emploi (chômeurs et non-actifs) ayant eu un emploi rémunéré au cours de 12 mois précédents et ayant accumulé au moins 700 heures de travail en 1997 était de 1 107 000.

---

7 L'ECPRAE est une enquête trimestrielle de Développement des ressources humaines Canada (DRHC)/Statistique Canada qui a été lancée en 1997. Les données sont recueillies à l'aide d'une enquête de suivi auprès d'un groupe cible de répondants à l'Enquête sur la population active. Un avantage de l'ECPRAE est que l'échantillon est représentatif de la population active; l'un de ses points faibles est l'absence de lien avec les dossiers administratifs de DRHC.

TABLEAU 5

Estimation selon une régression logit de la probabilité d'accroître le nombre de semaines d'emploi assurable afin de satisfaire à la norme d'admissibilité, pour toutes les personnes ayant de 17 à 22 semaines d'emploi assurable

Variable	Explication	Coeffic.-b	Erreur type	Sigma	Aug. R^2	Exp. (b)
NOUV. VENUS						
NOUVVEN1	Nouveau venu	0,994	0,252	0,000	0,143	2,703
NOUVVEN2	Pas un nouveau venu	*Catégorie de référence*				
SEXE						
SEXE1	Hommes	-0,194	0,222	0,383*	0,000	0,824
SEXE2	Femmes	*Catégorie de référence*				
ÂGE				0,127*	0,000	
ÂGE1	Moins de 25 ans	-0,782	0,336	0,020	-0,072	0,458
ÂGE2	25 à 34 ans	-0,358	0,271	0,185*	0,000	0,699
ÂGE3	35 à 44 ans	-0,189	0,288	0,511*	0,000	0,827
ÂGE4	45 ans et plus	*Catégorie de référence*				
SCOLARITÉ				0,002		0,119
SCOL1	Pas de diplôme d'étude secondaire	-0,263	0,312	0,400*	0,000	0,769
SCOL2	Diplôme d'étude secondaire	0,534	0,334	0,110*	0,029	1,705
SCOL3	Étude postsecondaire	-0,619	0,354	0,081*	-0,040	0,538
SCOL4	Diplôme d'étude postsecondaire	*Catégorie de référence*				
RÉGION				0,000		0,165
RÉGION1	Atlantique	-1,602	0,343	0,000	-0,173	0,202
RÉGION2	Québec	-0,624	0,322	0,052*	-0,052	0,536
RÉGION3	Ontario	*Catégorie de référence*				
RÉGION4	Ouest	-8 711,000	0,335	0,009	-0,085	0,419
Constante		1,743	0,461	0,002		

R^2 (amélioration de la probabilité log.) : 9,4 %
Nombre de cas (non pondéré) : 597

Remarques
(*) Le coefficient-b n'a aucun effet, appréciable sur les chances relatives à un niveau de confiance de 95 p. 100

- Parmi ces personnes sans emploi, 665 000 touchaient ou toucheront des prestations, tandis que 442 000 autres ne touchaient pas et ne s'attendent pas à toucher des prestations d'assurance-emploi (AE).

- Dans ce dernier groupe de non-prestataires, 86 000 personnes ont accumulé de 700 à 910 heures de travail, ce qui correspond à la majoration de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus/rentrants.

- Parmi ces personnes, 35 000 ont justifié le fait de ne pas toucher de prestations en disant « qu'elles n'avaient pas assez de travail ». Ce chiffre fournit une estimation du nombre mensuel moyen de personnes touchées par la norme d'admissibilité plus rigoureuse pour les nouveaux venus/rentrants.

6. Conclusion

Les résultats de l'étude démontrent que la norme d'admissibilité majorée pour les nouveaux venus et les rentrants a réduit de façon significative le nombre de prestataires ainsi que le montant total des prestations versées en 1997 (jusqu'à 7 p. 100 de réduction).

Les résultats indiquent également que, dans 20 p. 100 des cas touchés, le changement apporté au régime a probablement favorisé l'accumulation de semaines supplémentaires d'emploi. Par conséquent, le resserrement de la norme d'admissibilité pour les nouveaux venus a été efficace à la fois comme mesure d'économie et en tant que moyen de favoriser une meilleure participation à la vie active.

Toutefois, on constate qu'un nombre disproportionné de personnes touchées vivent dans des ménages à faible revenu ou touchent des prestations d'aide sociale. Le supplément au revenu familial, lié au projet de loi C-12, aide les personnes à revenu modeste qui ont droit à des prestations, mais ne neutralise pas le caractère régressif de l'exclusion de nouveaux venus à faible revenu.

Une autre préoccupation réside dans le fait que la norme d'admissibilité est uniforme dans toutes les régions économiques au lieu d'être plus basse dans les régions où le taux de chômage est élevé, ce qui est d'ailleurs le cas de la norme d'admissibilité pour les personnes qui ne sont pas de nouveaux venus.

Bibliographie

ANDERSON, P.M., et B.D. MEYER. « Unemployment Insurance Benefits and Take-up Rates », dans *le document de travail nº 4787*, juin 1994.

BLANK, R.M., et D.E. CARD. « Recent Trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There an Explanation? », dans *Quarterly Journal of Economics*, CVI, 1991, p. 1157-1189.

CHRISTOPHIDES, L.N., et C.J. McKENNA. « Employment Flows and Job Tenure in Canada », dans *Analyse de Politiques*, juin 1993, p. 145-161.

GREEN, D.A., et W.C. RIDDELL. « The Economic Effects of Unemployment Insurance in Canada: An Empirical Analysis of UI Disentitlement », dans *Journal of Labour Economics*, janvier 1993, p. s96-s147.

GREEN, David A., et Timothy C. SARGENT. *La durée d'emploi et l'assurance-chômage : emplois saisonniers et non saisonniers*, Développement des ressources humaines Canada, 1995.

KIEFER, N.M. « Economic Duration Data and Hazard Functions », dans *Journal of Economic Literature* 26, juin 1998, p. 646-679.

KUHN, Peter, et Arthur SWEETMAN. *La durée de l'emploi avant sa cessation et l'admissibilité à l'assurance-chômage*, Évaluation et développement des données, Rapport d'évaluation 2, DRHC, 1998.

MEYER, B.D. « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », dans *Econometrica*, 58, juillet 1990, p. 757-782.

PHIPPS, S. « Behavioural Response to UI Reform in Constrained and Unconstrained Models of Labour Supply », dans *Revue canadienne d'économique*, 24, février 1991, p. 34-54.

STORER, Paul A., et Marc VAN AUDENRODE. « Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada: Facts, Determinants and Implications », dans *Revue canadienne d'économique*, 28 (4), 1995.

VAN AUDENRODE, Marc, et Paul STORER. *L'admissibilité aux prestations d'AC, la participation aux prestations et le Compte d'AC*. Évaluation et développement des données, Rapport d'évaluation 1, DRHC, 1998.